

中国核心通货膨胀率的估计

——基于卡尔曼滤波和多元 HP 滤波的比较

陈永志, 吴锦顺

(厦门大学 经济学院 福建 厦门 361005)

摘要: 基于卡尔曼滤波和多元 HP 滤波的核心通货膨胀率估计方法充分考虑到了变量之间的联系, 比基于一般统计方法的估计趋势平稳性更好。卡尔曼滤波和多元 HP 滤波联合估计的核心通货膨胀率预测效果比较好, 因为它吸取了两者的长处, 并克服了简单滤波的机械性。应用卡尔曼滤波和多元 HP 滤波方法估计核心通货膨胀率比较适合我国的国情, 人民银行在制定货币政策时应该考虑到通货膨胀的长期趋势。

关键词: 核心通货膨胀率; 新菲利普斯曲线; 卡尔曼滤波; 多元 HP 滤波

中图分类号: F822.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-2674(2013)03-036-07

货币政策的最终目标是保持币值稳定, 并以此促进经济增长。价格稳定能够减少经济的不确定性, 提高资源配置效率。目前, 用于反映通货膨胀变动最重要的指标是消费者物价指数(CPI), 然而 CPI 并不是通货膨胀最好的衡量标准。CPI 是用于反映生活成本的指标, 是居民为获得最终商品和服务需要付出代价的衡量标准。因此, CPI 没有完全反映通货膨胀的经济内容, 这种测量与通货膨胀之间存在着概念的误配。

货币当局判断经济形势面临的一个关键问题是如何区分暂时性价格波动和永久性价格变化。Roger 指出, 只要价格变动是由一次性事件引起的, 对于通货膨胀率没有持续影响, 货币当局完全没有必要对此作出反应, 货币政策制定者更应该关注价格水平持久的变动, 即总体通货膨胀中那些潜在的趋势部分, 或者称为核心通货膨胀。核心通货膨胀能够更好地反映总体通货膨胀的变动趋势, 为政策分析提供一个良好的参考指标。然而, 核心通货膨胀不能直接测量, 只能通过各种方法估计得到。因此, 研究核心通货膨胀的概念和统计测度方法, 就成为了各国货币当局和学术界的一个十分重要的研究课题。尤其在我国统计部门还没有正式编制和公布核心通货膨胀指数的情况下, 寻找一种能够符合我国经济现实的, 有利于预测通货膨胀变化趋势的核心通货膨胀评估方法意义重大。

本文选取世界上常用的两种估计方法——多元 HP 滤波和卡尔曼(Kalman)滤波, 并把这两种方法有机联系起来, 在此基础上估计我国 1995 年 1 月~2012 年 6 月的月度核心通货膨胀率, 最后通过一定的准则评价各种方法估计的效果。

一、核心通货膨胀的界定和估计方法

1. 核心通货膨胀的界定。在公众的眼中, 通货膨胀是一个直接的概念, 它代表价格的变动。但是在货币当局的视野中, 通货膨胀又有其特定的含义。货币当局需要重点关注的是价格变动长期的、潜在的趋势,

收稿日期: 2012-11-15

作者简介: 陈永志(1949-), 男, 福建泉州人, 厦门大学经济学院教授, 博士生导师, 主要从事社会主义经济理论研究; 吴锦顺(1969-), 男, 福建浦城人, 厦门大学经济学院博士研究生, 主要从事货币经济学研究。

而潜在通货膨胀是不可观察的,由于通货膨胀是受多种因素影响而波动频繁的经济现象,所以无论是理论界还是货币当局通常都没有统一的定义,在现有的文献中,至少可以区分出三种不同的观点。

一是“长期通货膨胀”的观点。其最早由 Eckstein 提出,他根据宏观经济中市场均衡的概念来界定核心通货膨胀的概念,把核心通货膨胀解释为“在经济不受冲击影响,需求中性的情况下,市场处于长期均衡状态时的通货膨胀率。”^[1] Bryan 和 Cecchetti 的核心通货膨胀定义与 Eckstein 是一致的,他们把它定义为预期持续时间较长的价格变化。认为通货膨胀率中持续成分主要由货币政策引起,短期中的价格扰动,由于不具有持久性,因而不被认为是核心通货膨胀率的变动。^[2]

二是 Quah 和 Vahey 的观点。他们把核心通货膨胀率定义为“通货膨胀中对于实际产出没有中期和长期影响的成分”^[4]。这种观点是以垂直的菲利普斯曲线为理论基础的,他们认为经济中存在两种冲击:需求冲击和供给冲击,在宏观经济学中普遍认为需求冲击(尤其是货币冲击)在长期是中性的,在长期均衡增长路径上并不影响实际产出;对于实际产出具有长期影响的是供给冲击(如科技创新),其对于通货膨胀率并没有持久的影响,也就是说供给冲击对于价格的变动只是一次性的,并不反映长期的通货膨胀变化趋势,所以 Quah 和 Vahey 定义的核心通货膨胀是排除供给冲击后的价格变动,与弗里德曼关于通货膨胀在长期是一种货币现象的观点也是一致的。

三是“货币通货膨胀”的观点。从中央银行的角度来看,核心通货膨胀被认为是“货币通货膨胀”,是能够直接受到货币政策影响的通货膨胀。所以中央银行的核心通货膨胀就是排除那些在政策执行过程中“不合意”因素影响后的通货膨胀。

2. 核心通货膨胀的估计方法。核心通货膨胀的估计和测算依赖于核心通货膨胀如何被界定。从学术界和各国(地区)统计部门测量和估计核心通货膨胀的实际操作来看,测度核心通货膨胀的方法主要有统计方法和建模方法。

(1) 统计方法

统计方法最常用的是扣除法(如扣除食品能源法)和有限影响估计法,后者与扣除法不同,它并不扣除 CPI 篮子中的任何项目,而是把价格变动方差大的项目分配较小权重。具体做法是把原来规定的 CPI 篮子的权重乘以各分类指数方差的倒数,然后重新加权平均得到核心通货膨胀。各种统计方法都有一个共同缺陷:不能建立核心通货膨胀和其它经济变量之间的理论联系,人为主观性很强。

(2) 建模方法

随着计量技术的发展,学术界出现了应用计量模型估计核心通货膨胀的方法。建模方法中占主导地位的是 Quah 和 Vahey 提出的向量自回归方法,该模型以垂直的长期菲利普斯曲线和货币的长期中性为理论基础,建立了包括产出和价格指数两个变量的结构向量自回归模型(SVAR)来估计核心通货膨胀率。^[3]另一种常用模型是共同趋势模型,这个模型是 Bagliano 和 Morana 在 Quah 和 Vahey 的模型基础上的扩展,它考虑了经济变量间的协整关系。^[4]由于宏观经济变量间通常都存在协整关系,因此共同趋势法可以纳入许多相关变量,充分利用变量包含的信息,得出的结果也更加符合实际,测出的核心通货膨胀率也更可信。另外还有动态因子指数模型,其基本思想是 CPI 篮子的每个分类指数序列由长期共同趋势和短期扰动两类波动构成,尽管在短期内各指数序列受到各种干扰具有不同的波动,但是市场的力量会促使它们在长期具有相同的波动趋势,这种共同趋势就是核心通货膨胀率。

本文主要使用卡尔曼滤波方法和多元 HP 滤波方法估计核心通货膨胀率,这些方法估计的核心通货膨胀率与 Eckstein 提出的“长期通货膨胀”观点是一致的。这些方法都是通过去除短期的波动部分,剩下长期的趋势部分,使得核心通货膨胀率反映出经济长期运行的状况,是进行宏观经济分析的有利工具。^[2]

二、计量经济模型

1. 卡尔曼滤波的原理。本文以附加预期的菲利普斯曲线为理论基础,建立状态空间模型。设 π_t 是实

际通货膨胀率 π_t^c 为长期通货膨胀率(即核心通货膨胀率) y_t 为实际产出 y_t^p 为潜在产出 y_t^{tran} 为实际产出中暂时性变动部分,即所谓的产出缺口($y_t^{tran} = y_t - y_t^p$) X_t 为其它影响通货膨胀因素构成的向量 ε_t 是独立同分布序列且方差为 δ_1^2 的干扰项。模型关键方程为 $\pi_t - \pi_t^c = \alpha(y_t - y_t^p) + \beta X_t' + \varepsilon_t$ 或者写成:

$$\pi_t = \pi_t^c + \alpha y_t^{tran} + \beta X_t' + \varepsilon_t \quad (1)$$

以上方程是对附加预期的菲利普斯曲线方程的改进。把通货膨胀率的预期 π_t^e 改为核心通货膨胀率 π_t^c , 由于通货膨胀预期反映的是较长时期通货膨胀的趋势, 所以这样替代是合理的。核心通货膨胀率是通货膨胀中预期持续时期较长的价格变化成分, 可以把它理解为与零产出缺口相对应的长期通货膨胀率。所以我们可以把核心通货膨胀率的演进过程定义为服从随机游走过程:

$$\pi_t^c = \pi_{t-1}^c + v_t \quad v_t \text{ 为独立同分布序列且服从 } N(0, \delta_2^2) \quad (2)$$

这样(1)式为状态空间模型的观察方程,(2)式为状态空间模型的状态方程。一旦模型写成状态空间形式就可以利用卡尔曼滤波和最大似然估计获得未知参数的估计值。然后以状态变量的无条件初始值和方差通过滤波、平滑和预测三种算法推断不可观测的状态变量。

2. 多元 HP 滤波的原理。多元 HP 滤波(MVHP)也是估计不可观察变量的常用方法,它是在标准的 HP 滤波基础上加入相关的经济信息得到的,本文使用附加预期的菲利普斯曲线包含的通胀信息。多元 HP 滤波估计不可观测变量需要求解如下最小化问题:

$$\min_{\{\pi_t^c\}_{t=0}^T} \Theta_t = \sum_{t=0}^T (\pi_t - \pi_t^c)^2 + \lambda \sum_{t=0}^T (\Delta^2 \pi_t^c)^2 + \omega \sum_{t=0}^T \varepsilon_t^2 \quad (3)$$

$$\pi_t = \pi_t^c + 2y_t^{tran} + \beta X_t' + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \delta_1^2)$$

其中 π_t 是原始序列(在此表示通货膨胀率) π_t^c 是模型要估计的变量(核心通货膨胀率) X_t 是外生变量 λ 是平滑参数 T 是样本长度。设计 HP 滤波的目的在于从一个变量中区分出长期趋势部分和短期波动部分。因此(3)式中 π_t^c 可理解为原始序列的潜在趋势 $\pi - \pi_t^c$ 是短期波动,假定其方差为 δ^2 。 $\Delta^2 \pi_t^c$ 是趋势部分的二次差分,可理解为潜在趋势增长率的变化量,假定其方差为 δ^2 。直观上理解,估计的潜在趋势是原始序列的移动平均,由权重参数 λ 控制趋势的平滑。 λ 越大说明赋予(3)式第二项的权重越大,允许趋势变动的幅度越小;相应的第一项权重越小,得到的短期波动幅度越大。所以估计的潜在趋势 π_t^c 越平滑,从极限角度来看,当趋于无穷大时,估计的趋势是一条直线。在实际应用中 λ 的取值根据经验和需要确定。可以把 λ 理解为“信噪比”: $\lambda = \delta_0^2 / \delta^2$, $\omega = \delta_0^2 / \delta_1^2$

多元 HP 滤波克服了 HP 滤波简单移动平均机械性的缺陷,通过融入一定的经济信息达到更好地拟合经济关系的目的。所以 δ_1^2 越小 ω 越大,加入到 HP 滤波中的信息越重要。

三、实证结果及分析

1. 变量选取和处理。本文样本采用 1995 年 1 月到 2012 年 6 月的月度数据。CPI 指数、基础货币供应量 m_0 、外汇储备 exr 、银行间同业拆借利率 i 、间接税 tax 、工业总产值 IP 、从业人数 em 、美元兑人民币汇率 e 等数据都来源于中经网数据库;国际原油价格来源于 OPEC 网站。由于全国统一的银行间同业拆借市场于 1996 年建立,1995 年同业拆借利率采用上海同业拆借市场的数据。间接税为国家税收总额减去个人所得税和关税。中经网得到的 CPI 指数为月度环比数据,设定 1995 年 1 月为基期,把月度环比 CPI 指数换算成定基 CPI 指数 P 。国际原油价格乘以当期的汇率得到以人民币表示的原油价格 $oilp$ (元/桶)。由于从业人数只能获得季度数据,但是在同一季度内变化比较小,所以同一季度内的各个月份采用相同的数据。利率采用银行间同业拆借利率的加权平均值。由于我国没有统计月度 GDP 数据,所以本文采用月度工业总产值代替国民生产总值。

以上数据除了银行间同业拆借利率、国际原油价格、从业人数外,都采用 X-11 方法进行季节调整。通

货膨胀率被定义为 $p_t = 100\Delta\ln(P_t)$; 原油价格变化率为 $doilp_t = 100\Delta\ln(oilp)$; 劳动生产率为 $ldscl_t = 100(\ln(IP_t) - \ln(em_t))$, 其变化率为 $dldscl_t = \Deltaldscl_t$; 间接税变化率为 $dt_t = 100\Delta\ln(tax_t)$; 短期利率的变化为 $di_t = \Delta i_t$; 基础货币的变化率为 $dm_{0t} = 100\Delta\ln(m_{0t})$; 国家外汇储备变化率为 $dextr_t = 100\Delta\ln(exr_t)$ 。产出缺口 y_t^{tran} 利用工业总产值 IP 的对数对常数项和时间趋势进行回归, 然后利用得到的残差作为产出缺口的代理变量。设工业总产值的对数为 $ip_t = (\ln IP_t)$, 建立如下回归方程:

$$ip_t = \mu + \eta t + \omega_t, \omega_t \text{ 为独立同分布序列且服从 } N(0, \sigma^2) \quad (4)$$

回归后获得残差为产出缺口的代理变量: $y_t^{tran} \equiv \omega = ip_t - \mu_t - \eta_t$, 其中 t 表示时间。

为了防止伪回归现象, 需要对时间序列数据进行单位根检验, 各变量单位根检验结果如下:

表 1 单位根检验

变量	符号	检验统计量	p 值	变量	符号	检验统计量	p 值
通货膨胀率	π	-10.774	0.0000	间接税增长率	dt	-22.650	0.0000
m_0 增长率	dm_0	-25.823	0.0000	短期利率变化	di	-15.409	0.0000
原油价格变化率	doilp	-12.424	0.0000	外汇储备变化率	dextr	-9.270	0.0000
劳动生产率的变化	dldscl	-12.517	0.0000	产出缺口	y^{tran}	-2.541	0.0000

注: 1% 临界值为 -3.474; 5% 临界值为 -2.883; 10% 临界值为 -2.573。

从以上检验结果可以看出, 除了产出缺口在 10% 的临界水平上拒绝单位根的原假设以外, 其它变量都在 1% 的临界水平上高度拒绝单位根的原假设, 说明所用的数据都是平稳的。

2. 核心通货膨胀率的估计

(1) 卡尔曼滤波估计

把方程 (1) 和 (2) 以状态空间的形式重新表示为观测方程:

$$\pi_t = \pi_t^c + \alpha y_t^{tran} + \beta_1 dm_{0t} + \beta_2 dextr_t + \beta_3 di_t + \beta_4 dt_t + \beta_5 doilp_t + \beta_6 dldscl + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中 ε_t 服从 $i.i.d. N(0, \delta_1^2)$ 状态方程为:

$$\pi_t^c = \pi_{t-1}^c + v_t \quad (6)$$

其中 v_t 服从 $i.i.d. N(0, \delta_2^2)$, 而且 ε_t 和 v_t 是独立的随机扰动项。模型参数估计结果列表如下:

表 2 参数估计结果

α	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	δ_1^2	δ_2^2
0.36	0.01	0.009	0.027	-0.0015	0.0073	0.03	0.004	0.117
(0.655)	(0.08)	(0.02)	(0.056)	(0.0019)	(0.0025)	(0.021)	(0.002)	(0.013)

注: 括号内为标准差。对数似然值为 -92.247175

状态空间模型参数估计出来以后, 再利用卡尔曼滤波算法估计我国的核心通货膨胀率, 并把它与实际通货膨胀率绘制在一张图上相比较(图 1), 可以看出核心通货膨胀率的波动幅度明显小于实际通货膨胀率。

(2) 多元 HP 滤波估计 (MVHP)

利用多元 HP 滤波方法估计核心通货膨胀率必须在给定 λ_1, λ_2 参数条件下求解 (3) 式的最优化问题。由于必须对核心通货膨胀率序列 $\{\pi_t^c\}_{t=0}^T$ 逐个时点求导, 所以运算十分复杂。如果把 (3) 式写为矩阵形式比较方便:

$$\min_{\{\pi_t^c\}_{t=0}^T} \Theta_t = (\pi - \pi^c)' (\pi - \pi^c) + \lambda \cdot \pi^c D D \pi^c + w \cdot \varepsilon' \varepsilon \quad (7)$$

其中 π, π^c 和 ε 均为 $T+1$ 维列向量 $D = \begin{bmatrix} 1 & -2 & 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -2 & 1 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & & & & & & \\ 0 & \cdots & \cdots & 1 & -2 & 1 \end{bmatrix}$ 为 $(T-2) \times T$ 维矩阵, 左乘以 D 可以把

核心通货膨胀率转化为二阶差分的形式 $\Delta^2 \pi^c = D\pi^c$, $\varepsilon = \pi - \pi^c - \alpha y^{tran} - \beta X'$, 其中 $X_t = (dm_{0t}, dexr_t, di_t, dt, doilp_t, dldsc_t)$, $\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6)$

把 ε 式带入 (7) 式, 并对 π^c 求导可得一阶条件:

$$(I_T + \lambda DD + wI_T) \pi^c - \pi - w\pi + w\alpha \cdot y^{tran} + w\beta \cdot X' = 0 \quad (8)$$

其中 I_T 为 $T \times T$ 单位阵。由于 $I_T + \lambda DD + wI_T$ 是正定的, 二阶条件在任何情况下都能够满足, 可求出

$$\pi^c = (I_T + wI_T + \lambda DD)^{-1} [\pi + w\pi - w\alpha \cdot y^{tran} - w\beta X'] \quad (9)$$

按照 Hodrick 和 Prescott 的标准设定 $\lambda = 1600$, 先求出标准 HP 滤波估计的核心通货膨胀率, 然后求出 $(\pi - \pi^c)$ 的方差 δ_0^2 。^[5] w 按照 $w = \delta_0^2 / \delta_1^2$ 得到。把标准 HP 滤波得到的核心通货膨胀率带入菲利普斯方程 (3), 通过 OLS 回归可得残差以及系数估计值 $\hat{\varepsilon}$ 、 $\hat{\alpha}$ 和 $\hat{\beta}$, 并把残差的方差计算出来可以求出 $w = \delta_0^2 / \delta_1^2$, 经计算 $w = 1.09$ 。把数据和 OLS 回归得到的估计值带入 (9) 式, 利用矩阵运算便可计算出各时点的核心通货膨胀率 $\{\pi_t^c\}$ 。结果如图 1 所示。

(3) 多元 HP 滤波与卡尔曼滤波联合估计

如果把卡尔曼滤波估计结果所含信息融入多元 HP 滤波最优化问题 (3) 式中, 又给多元 HP 滤波增加了新的经济内容, 从而能够改进原来的估计效果。两种方法联合估计核心通货膨胀率需要求解以下的最优化问题:

$$\min_{\pi_t^c} \Theta_t = \sum_{t=0}^T (\pi_t - \pi_t^c)^2 + \lambda \sum_{t=0}^T (\Delta^2 \pi_t^c)^2 + w_1 \sum_{t=0}^T \varepsilon_t^2 + w_2 \sum_{t=0}^T (\pi_t^{kc} - \pi_t^c)^2 \quad (10)$$

其中 π_t^{kc} 为卡尔曼滤波估计得到的核心通货膨胀率。其中各项权重取值遵循以上多元 HP 滤波方法的原则, 经计算 $w_1 = 1.09$, $w_2 = 1$ 。利用矩阵运算方法可求解出核心通货膨胀率 (如图 1 所示)。

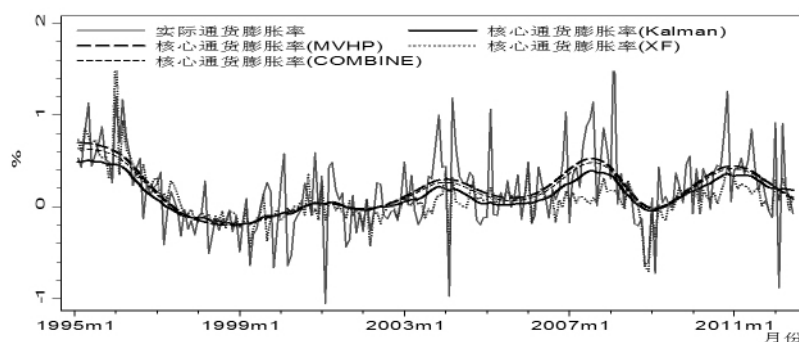


图 1 实际通货膨胀率与核心通货膨胀率

从图 1 可以看出两种滤波方法联合估计的核心通货膨胀率 (COMBINE) 介于卡尔曼滤波核心通货膨胀率和多元 HP 滤波核心通货膨胀率之间, 说明加入卡尔曼滤波估计的核心通货膨胀率的信息能够对多元 HP 滤波估计值有所改善。但各种核心通货膨胀率与实际通货膨胀率都有相同的波峰和波谷, 核心通货膨胀率起到了削峰平谷的作用。

3. 实证结果分析。核心通货膨胀率要对货币政策制定具有指导意义, 必须能够预测未来通货膨胀率的走势。本文利用 Cogley 的模型来检验核心通货膨胀率的预测能力, 并对各种核心通货膨胀率预测能力加以比较。^[5] Cogley 模型建立的基础是 Bryan 和 Cecchetti 对核心通货膨胀的定义: “核心通货膨胀是预计会持续较长时期的价格水平变动”。^[2] 所以, 核心通货膨胀可以表示为: $\pi_t^c = E_t \pi_{t+h}$, h 为预测期数。

根据 Bryan 和 Cecchetti 的定义, 一个有效的核心通货膨胀应该是从测量的实际通货膨胀中剔除暂时性因素后“纯净”的通货膨胀。在此基础上, Cogley 建立了如下模型来评价核心通货膨胀的预测能力:

$$\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha_h + \beta_h (\pi_t - \pi_t^c) + u_{t+h} \quad (11)$$

模型的基本思想很简单: 由于核心通货膨胀代表着通货膨胀的长期趋势, 所以核心通货膨胀的预测能力

主要体现在测量的总体通货膨胀率向核心通货膨胀率所代表的趋势靠拢的过程,我们可以通过检验当期核心通货膨胀率的偏离(称为核偏差)与后续几期的总体通货膨胀率变动关系来评价核心通货膨胀率的预测能力。从模型不难看出,一般情况下核心通货膨胀与总体通货膨胀的偏差应该与通货膨胀的后续变化负相关。为了使得(11)式满足 $\pi_t^c = E_t \pi_{t+h}$ 的定义,待估参数应该满足 $\alpha_h = 0$ $\beta_h = -1$ 。预测模型具有重要意义的是 β_h 的估计系数,它表明了核心通货膨胀是否充分提纯了暂时性成分。如果 $\beta_h = -1$ 核心通货膨胀的预测能力是最好的。因为如果估计系数绝对值等于1,表明模型是一个随机游走过程,被核心通货膨胀剔除出去的成分不包含任何预测未来总体通货膨胀的信息。这从反面证明了核心通货膨胀充分捕捉了总体通货膨胀中的趋势成分,具有对未来通货膨胀完全的预测能力。如果 β_h 的绝对值小于1,说明核偏差高估了通货膨胀的后续变化;如果其绝对值大于1,说明核偏差低估了当前总体通货膨胀的暂时性变动。因此回归系数估计值 β_h 的绝对值越接近于1,核心通货膨胀的预测能力越好。另外,Cogley 回归得到的均方根误差 $RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\pi_t - \hat{\pi}_t)^2}$ 表示的是预测值与实际值偏差的 $\hat{\pi}_t$ 为通货膨胀率的预测值, $RMSE$ 越小说明预测越准确,核心通货膨胀率的预测效果越好。

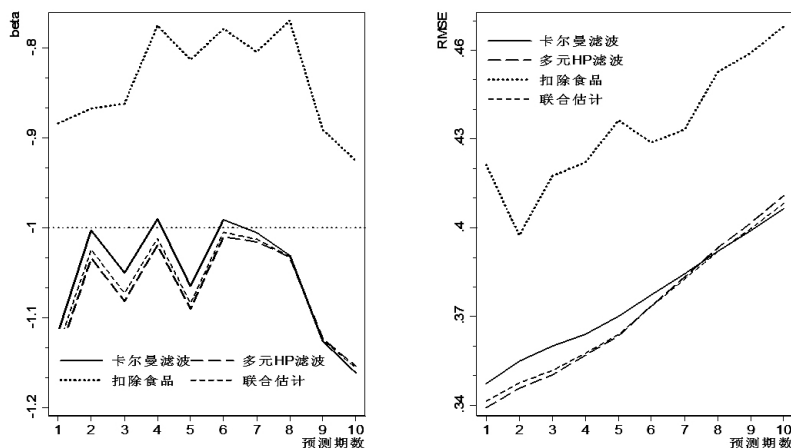


图2 Cogley 回归的 β_h 估计值和均方根误差

为便于比较,本文采用各国较为通行的扣除食品 CPI 指数作为基准核心通货膨胀,数据来源于中国经济网数据库。因为我国从 2005 年才开始统计非食品 CPI 指数,所以 1995 年至 2004 年扣除食品的 CPI 指数按照 2000 年的 CPI 分类指数统计权重,经过扣除食品类重新计算得到非食品 CPI 环比指数 XFCPI。然后把得到的非食品 CPI 环比指数换算成以 1995 年为基期的定基比指数 BXFCPI,并利用通货膨胀率计算公式 $\pi_t = 100\Delta \ln(BXFCPI_t)$ 。分别把扣除食品的核心通货膨胀率和本文估计得到的三个核心通货膨胀率带入以上预测模型检验预测能力。把各核心通货膨胀率预测的均方根误差和 Cogley 回归的 β_h 系数都在图 2 中加以比较,可以看出不同方法得到的核心通货膨胀率的预测效果。

正如所预期得到的,所有核心通货膨胀率的 Cogley 回归的 β_h 估计值都是负的,在预测期数为 8 期以后,所有核心通货膨胀率的 β_h 都急剧下降;而且随着预测期数的增加,所有核心通货膨胀率的预测 RMSE 都不断上升。这说明预测期数越长,预测越不准确。从图 2 可以看出扣除食品核心通货膨胀率的预测能力是最差的,其 Cogley 回归的系数估计值偏离 -1 最远,而且预测的均方根误差(RMSE)在所有预测期内都是最大的。卡尔曼滤波核心通货膨胀率的 Cogley 回归 β_h 估计值最接近 -1,联合估计核心通货膨胀率的 Cogley 回归 β_h 估计值介于卡尔曼滤波与多元滤波之间。所以从 β_h 估计值判断,卡尔曼滤波核心通货膨胀率预测效果最好。从 RMSE 的标准来看,预测期数为 8 是预测能力的分界点(此时 $RMSE = 0.39$) 8 期以前多元 HP 滤波的均方根误差都是最小的,8 期以后卡尔曼滤波的均方根误差最小;联合估计的均方根误差始终介于两者之间。这说明预测 8 期内,多元 HP 滤波核心通货膨胀率预测效果最好;预测 8 期以后卡尔曼滤波核心通货膨胀

胀率效果最好。

四、结论与启示

本文以新凯恩斯主义菲利普斯方程为理论基础,应用卡尔曼滤波和多元 HP 滤波,以及两者联合估计了中国 1995 年 1 月~2012 年 6 月期间的核心通货膨胀率。并通过 Cogley 回归模型检验了各种方法估计的核心通货膨胀率的预测效果。结果显示各种核心通货膨胀率的波动率比实际通货膨胀率有明显减少。从预测效果来看卡尔曼滤波和多元 HP 滤波各有优劣,联合估计核心通货膨胀率预测效果介于它们之间。从我国实际情况看,由于我国通货膨胀的形成要比市场经济发达国家复杂得多,存在着经济转型阶段特有的因素。因此,结合中国的实际研究适合我国的核心通货膨胀指标的测算方法是一个崭新的课题,也是增强货币政策对于宏观经济的调控能力的重要途径。

本文通过多种方法估计了核心通货膨胀率,并比较了它们的优劣。实证分析结果可以对我国政策制定提供有意义的启示:

首先,在我国扣除食品方法是不适用的方法。因为食品支出占我国居民的消费支出的很大比重,如果简单把这大类项目扣除出去不能很好反映居民生活成本,这种核心 CPI 指数失去意义。从实证结果分析也可以看出期预测效果是最差的。

其次,卡尔曼滤波和多元 HP 滤波方法估计核心通货膨胀率比较适合我国国情。因为我国通货膨胀成因复杂,这两种滤波方法都具有很好的经济理论基础,可以克服统计方法的机械性,能够融入更多的经济信息。笔者认为最适宜我国的核心通货膨胀率估计方法是卡尔曼滤波与多元 HP 滤波的联合应用,从实证分析结果也可看出,其预测能力介于两种之间,是一种折中的方法。

最后,人民银行在制定货币政策时应该考虑到通货膨胀的长期趋势。^[6]根据 Friedman 的观点,价格上涨过程中只有稳定持久的成分才是“良性”的,因为这一部分是可以预期的。^[7]把政策制定基于核心通货膨胀反映的长期趋势之上,有利于正确引导居民的通货膨胀预期,提高政策的透明度。

参考文献

- [1] Eckstein, O. Core Inflation [M]. Prentice - Hall, Englewood Cliffs, N. J, 1981.
- [2] Bryan, M. F., and S. G. Cecchetti, Stephen G. Inflation and the Distributions of Price Changes [J]. National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass, NBER Working Paper, 1996.
- [3] Quah, D. and S. P. Vahey. Measuring Core Inflation [J]. The Economic Journal, 1995, (105): 1130 - 1144.
- [4] Hodrick, R. J. and E. C. Prescott, Post - war U. S. business cycles: an empirical investigation [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1997, (1): 1 - 16.
- [5] Cogley and Timothy. A Simple Adaptive Measure of Core Inflation [J]. Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper no. 98 - 06, 1998. (9)
- [6] 潘石,郭殿生. 通货膨胀螺旋的特征、生成机制及应对策略 [J]. 江汉论坛, 2011, (10): 37.
- [7] Friedman, Milton, and Anna J. Schwartz. A Monetary History of the United States, 1867 - 1960 [M]. Princeton University Press, 1963.

责任编辑:蔡强